

EFEITOS DA REFORMA TRABALHISTA: MAIS TRABALHO E MENOS EMPREGOS?

JUAN CARLOS GUATAQUÍ ROA
ANDRÉS FELIPE GARCÍA SUAZA*

*Faculdade de Economia,
Universidade do Rosário.

Agradecemos os
comentários de dois
avaliadores anônimos.

Correios eletrônicos:
jguataqu@urosario.edu.co
andres.garcia66@urosario.
edu.co

Documento recebido no
dia 20 de maio de 2009;
versão final aceita no dia
31 de agosto de 2009.

A Reforma Trabalhista de 2002 apontou a dois objetivos específicos: implementação de mecanismos de proteção social e flexibilização trabalhista. Neste documento se analisam alguns dos seus efeitos fazendo ênfase na variação das modalidades de contratação, nas mudanças nas horas de trabalho demandadas e os efeitos na duração do desemprego. Desta análise se conclui que a Reforma teve um efeito intensivo em gerar maior demanda de horas de trabalho mas que o seu efeito extensivo de geração de mais empregos só foi marginal. Por outro lado, a duração do desemprego reduziu-se no agregado.

Classificação JEL: J23, J64, J68.

Palavras chave: reforma trabalhista, desemprego, força de trabalho, Colômbia.

EFFECTS OF LABOR MARKET REFORMS: ¿MORE WORK AND FEWER JOBS?

JUAN CARLOS GUATAQUIROA
ANDRÉS FELIPE GARCÍA-SUAZA*

The Colombian 2002 labor reform was aimed at two specific purposes: implementation of social protection measures and labor law flexibilization. On this document we analyze some of the effects of the reform, with specific emphasis on the potential changes on labor contract modalities, working hours and unemployment duration. From our analysis we conclude that the reform had an intensive effect (higher demand of working hours) yet it only had a marginal extensive effect over employment. It reduced unemployment duration as well.

JEL classification: J23, J64, J68.

Keywords: labor reform, unemployment, labor force, Colombia.

*Universidad del Rosario,
School of Economics.

The authors acknowledge
the comments of two
anonymous readers.

E-mail:
jguataqu@urosario.edu.co
andres.garcia66@urosario.
edu.co

Document received:

20 May 2009;

final version accepted:

31 August 2009.

EFFECTOS DE LA REFORMA LABORAL: ¿MÁS TRABAJO Y MENOS EMPLEOS?

JUAN CARLOS GUATAQUÍ ROA
ANDRÉS FELIPE GARCÍA-SUAZA*

La reforma laboral de 2002 apuntó a dos objetivos específicos: la implementación de mecanismos de protección social y la flexibilización laboral. En este documento se analizan algunos de sus efectos, haciendo énfasis en la variación de las modalidades de contratación, los cambios en las horas de trabajo demandadas y los efectos en la duración del desempleo. De este análisis se concluye que la reforma tuvo un efecto intensivo en generar mayor demanda de horas de trabajo, pero que su efecto extensivo de generación de más empleos sólo fue marginal. Por otra parte, la duración del desempleo se redujo en el agregado.

Clasificación JEL: J23, J64, J68.

Palabras clave: reforma laboral, desempleo, fuerza de trabajo, Colombia.

*Facultad de Economía,
Universidad del Rosario.

Agradecemos los
comentarios de dos
evaluadores anónimos.

Correos electrónicos:
jguataqu@urosario.edu.co
andres.garcia66@urosario.
edu.co

Documento recibido:
20 de mayo de 2009;
versión final aceptada:
31 de agosto de 2009.

I. INTRODUCCIÓN

La reforma laboral de 2002 (ley 789 de 2002) se dirigió, de acuerdo con su exposición de motivos, a apoyar el empleo y ampliar la protección social. En su articulado se incluyeron mecanismos de supervisión, evaluación e incluso potencial derogación de las medidas tomadas. La reforma ha sido objeto de múltiples estudios que han analizado su promulgación (Echeverry y Santamaría, 2004), sus aspectos de flexibilización (Núñez, 2004) o sus efectos globales (CID, 2007).

En general, los efectos analizados se han concentrado en la contratación y formalización del empleo, y en la percepción de los empresarios. Sin embargo, dado que el articulado de la reforma hace énfasis en las variaciones en la remuneración por hora de trabajo y la promoción del empleo, resulta interesante analizar el efecto que tuvo en estos aspectos. En este contexto, el documento ofrece una valoración alternativa de los efectos de la reforma laboral, destacando los efectos de corto plazo y utilizando información de la Encuesta Continua de Hogares para el período 2001-2006.

El documento está dividido en cuatro partes incluyendo esta introducción. En la segunda se presenta el cuerpo legislativo que compuso la reforma y un análisis sucinto de los estudios dirigidos a evaluarla. En la tercera se presentan análisis cuantitativos dirigidos a evaluar los efectos de la reforma sobre las horas trabajadas y la duración del desempleo. Finalmente se presentan las conclusiones.

II. MARCO LEGAL Y ESTUDIOS DE LA REFORMA LABORAL

La reforma laboral de 2002 (ley 789 de 2002)¹ se considera una iniciativa dirigida a enfrentar las causas estructurales y coyunturales causantes del alto nivel de desempleo en el país. Se puede enmarcar como un conjunto de políticas contra el desempleo: recuperación del crecimiento económico, actualización de las normas laborales, fomento de la iniciativa privada, fortalecimiento del sistema educativo y de capacitación y creación de los mecanismos de protección a la población más vulnerable (Ministerio de la Protección Social, 2004). Por otra parte, y para los propósitos de su análisis, la ley puede descomponerse desde la perspectiva de los objetivos que persigue. Gaviria (2004) la divide en cuatro partes y Núñez (2004) la divide en dos elementos principales (véase el Cuadro 1). Esencialmente, el articulado de la reforma apunta a dos elementos principales: la protección social y la flexibilización laboral. Un punto adicional está contemplado en el artículo 45 de la ley 789: la Comisión de Seguimiento y Verificación de las Políticas de Generación de Empleo.

Cuadro 1
Clasificación de los componentes de la reforma de acuerdo con su propósito

Componente de la reforma	Perspectiva conceptual. Gaviria (2004)	Elementos principales. Núñez (2004)
Capítulo I Capítulo II Capítulo III Capítulo IV Capítulo V	i) Acopio de recursos para las necesidades inmediatas de los desempleados. ii) Creación de estímulos para la creación de empleo.	i) Protección laboral.
Capítulo VI Capítulo VII	iii) Disposiciones orientadas a flexibilizar los contratos laborales. iv) Reglamentación del Contrato de Aprendizaje y Regulación del Mercado de Trabajo para Aprendices.	ii) Cambios en la legislación laboral contenida en el Código Sustantivo del Trabajo: mayor flexibilidad de los contratos de trabajo.

Fuente: elaborado por los autores a partir de Gaviria (2004) y Núñez (2004).

Existen diferentes aproximaciones para estudiar los efectos de la reforma, tanto desde los puntos de vista micro como macro del mercado laboral. En primera instancia, se puede destacar el enfoque de Echeverry y Santamaría (2004), quienes analizan el

¹ La ley 789 de 2002 está conformada por siete capítulos, a saber: capítulo I, "Definición del sistema de protección social"; capítulo II, "Régimen de subsidio al empleo"; capítulo III, "Régimen de protección al desempleado"; capítulo IV, "Régimen especial de aportes para la promoción del empleo"; capítulo V, "Régimen de organización y funcionamiento de las cajas de compensación familiar"; capítulo VI, "Actualización de la relación laboral y la relación de aprendizaje"; y capítulo VII, "Protección de aportes y otras disposiciones".

proceso desarrollado en los años noventa a partir de la ley 50 de 1990, período denominado por ellos como “primera ola reformista”, y consideran la ley 789 de 2002 como la iniciativa que cerró la “segunda ola reformista”.

Gaviria (2004) analiza la evidencia disponible sobre el impacto de la reforma teniendo en cuenta información primaria (una Encuesta Empresarial desarrollada entre julio y octubre del año 2004) e información secundaria (Encuestas de Hogares). Puede afirmarse que Gaviria aborda contextualmente el análisis de la reforma a partir de dos elementos críticos básicos. Uno, el cálculo en la reducción de los costos laborales directos como función de la reducción de los costos de despido (usando la metodología de Heckman y Pagés, 2004). Gaviria concluye que dado un valor de reducción de costos del 1% al 3%, es difícil esperar algún efecto de generación de empleo como consecuencia de dicha reducción si se considera que a través de otros aspectos de la reforma laboral se decretó un aumento de dos puntos porcentuales en la cotización pensional de los trabajadores.

El segundo elemento se dirige a contextualizar el efecto de la reforma a partir de indicadores y conceptos de coyuntura laboral. Gaviria (2004) utiliza una metodología derivada en su mayor parte de Hammermesh y Trejo (2000), apoyada en los razonamientos de Atanasio et ál. (2004). Se comparan tres resultados específicos (porcentaje de trabajadores formales, porcentaje de subempleados y número de horas trabajadas) entre el sector manufacturero y el sector de servicios o el de comercio, y entre empresas grandes y medianas y empresas pequeñas. El autor concluye que en cuanto a generación de empleo la reforma tuvo un papel subsidiario o nulo, que no existe evidencia de que los avances en la formalización del empleo fuesen resultado de la reforma y que la comparación sectorial permite sugerir que el subempleo se redujo como resultado de la reforma.

Complementariamente, el estudio analiza la información primaria ofrecida por una encuesta aplicada a 1.021 establecimientos radicados en Bogotá, inscritos en la Cámara de Comercio de esa ciudad, y pertenecientes a los sectores de comercio, manufacturero y de servicios personales. Los resultados sugieren un bajo impacto de la reforma en la generación de empleo, un importante papel en la contratación de aprendices y un bajo nivel de utilización de los incentivos para capacitación, el cual puede ser explicado por simple desconocimiento de las normas.

Con el fin de analizar el impacto de la reforma, Amarante y Arim (2005) utilizando el método de diferencias en diferencias, ofrecen una perspectiva detallada de los

criterios de selección de los grupos de control a la luz del rigor con el cual es aplicado uno de los supuestos principales de la metodología: “que el cambio promedio esperado en la variable de resultado en ausencia de intervenciones sea el mismo tanto para el grupo bajo tratamiento que para el grupo de control” (Heckman et ál., 1999, citado por Amarante y Arim, 2005, p. 3). Su estudio ofrece resultados de estimaciones de diferencias en diferencias aplicadas a variables de empleo, formalidad, horas trabajadas, desempleo y remuneraciones. En cuanto a empleo, se hacen dos estimaciones de la probabilidad de empleo utilizando dos diferentes grupos de control: asalariados privados (grupo de tratamiento) vs. resto de ocupados (grupo de control)², y trabajadores de industria manufacturera vs. resto de ocupados. Con la primera estimación se encontró un efecto positivo de la reforma, pues se incrementó la probabilidad de empleo para el grupo bajo tratamiento. La segunda no ofrece resultados concluyentes. En cuanto a la formalidad, la variable dependiente fue la condición de ocupado formal o informal y se realizaron dos estimaciones con grupos de control distintos: aquellos ocupados que no eran trabajadores asalariados privados y ocupados del sector no industrial. Los resultados sugieren un efecto positivo de la reforma sobre el grado de formalidad, con un efecto diferenciado por el nivel educativo.

Por su parte, Núñez (2004), a partir de datos micro, se concentra en evaluar el componente de flexibilización de la reforma, del cual resalta dos medidas como las más beneficiosas: la extensión de la jornada diurna de trabajo y las disposiciones relacionadas con la flexibilización del contrato de aprendizaje. Siguiendo el supuesto de que la única variable que teóricamente no tiene efectos ambiguos es la duración del desempleo, el autor evalúa la evolución de la duración del empleo y la duración del desempleo. Núñez utiliza la misma forma funcional del estimador de diferencias en diferencias utilizada por Gaviria (2004), para calcular el efecto de la reforma sobre la duración del desempleo o del empleo, con la introducción del cálculo de una curva de supervivencia que sigue una especificación paramétrica tipo Weibull.

² Sólo para ilustrar la importancia de la selección del grupo de control, cabe anotar que el supuesto de Heckman, en Amarante y Arim (2005), no se cumple para estos grupos: a falta de mayor aclaración en el documento, debe entenderse que el grupo de control (resto de ocupados) incluye trabajadores por cuenta propia, quienes no tienen la relación de subordinación y tarea por cumplir que caracteriza la relación laboral, y quienes, como menciona López (1996), no participan en el mercado de trabajo sino en el de bienes y servicios. En este orden de ideas, las medidas de flexibilización laboral relacionadas con los costos laborales y la contratación no los afectan y por ende no ofrecen una referencia comparativa. En Guataquí et ál. (2009) se abordan consideraciones precisas al respecto.

Los resultados iniciales del ejercicio econométrico revelan un cambio en la curva de supervivencia en el desempleo que implica una reducción de los patrones de permanencia en el desempleo. Basado en esta información, Núñez (2004) procede a estimar el estimador de diferencias en diferencias para el caso de la duración del desempleo. Las variables incluidas en dicha estimación permiten analizar probabilidades de salida del desempleo por grupos de edad y nivel educativo. Se detectan diferenciales de probabilidad de salida del empleo favorables para los individuos menores a 45 años y trabajadores con niveles educativos menores a 5 años. Núñez acepta la influencia que el ciclo económico pudo haber tenido sobre los resultados, y para manejarla realiza el mismo ejercicio para el período 2001-2002, sin que el parámetro que mide las transiciones entre el sector formal e informal pierda significancia. Un procedimiento similar se sigue para el caso de la duración del empleo (i. e., antigüedad). Las estadísticas descriptivas sugieren que la duración del empleo se redujo para todos los grupos de edad. Se calculan las funciones de supervivencia en el empleo, aunque no se menciona ninguna transformación post-reforma notoria en ellas. La posterior aplicación del modelo de diferencias en diferencias se realiza con el propósito de establecer el efecto de la reforma laboral sobre la duración en el empleo de la reforma laboral en cuatro sectores (servicios, comercio, industria y servicios financieros, SCIF), en los cuales se esperaban resultados positivos en tres especificaciones, todas ellas sólo para el sector formal: trabajadores SCIF vs. resto de trabajadores, trabajadores de empresas grandes SCIF vs. resto de trabajadores de *todo* el sector formal, y trabajadores de grandes empresas del grupo SCIF vs. trabajadores de empresas pequeñas del grupo SCIF. De acuerdo con los resultados, el autor concluye que las medidas de la reforma incrementaron la duración del empleo en los sectores SCIF.

Para el caso específico de la generación y la calidad del empleo a nivel agregado, López y Rhenals (2004) enfatizan la importancia del ciclo económico en los posibles resultados de la aplicación de una reforma laboral. Para los efectos de aplicar empíricamente dicho argumento, se realiza una estimación de una ecuación de demanda de trabajo 1986-2004 en función del PIB urbano, los salarios mínimos de trabajadores calificados y no calificados, y *dummies* de cambio estructural para los años 1991, 1993 y 2002. La estimación detecta un incremento en la elasticidad empleo/PIB, como efecto de la reforma laboral de 2002. Estimando el modelo sin los posibles cambios estructurales (con lo que se genera un panorama de control “sin reforma”), se encuentra que la reforma contribuyó a la generación de empleo (2,2% del empleo observado para el período 2002-2004, lo cual es la mejor referencia conceptual comparativa con los estudios de Gaviria, 2004, y Núñez, 2004).

En cuanto a la calidad del empleo, reconociendo que el impacto de la reforma se atenúa con el tiempo, el estudio detecta un *trade-off* entre cantidad y calidad: el ritmo de generación de empleo se reduce paulatinamente, pero el empleo generado es de mejor calidad y tiende a reemplazar empleos de baja calidad. En cuanto al impacto de componentes específicos de la reforma, el estudio hace referencia a la encuesta aplicada por el Ministerio de la Protección Social y la Asociación Nacional de Industriales (ANDI) en el año 2004 a 200 empresas, para indagar aspectos de la reforma que hubieran incentivado la contratación. El 76% de los encuestados consideró que la principal medida fue la modificación de la jornada diurna, seguida por la reducción de costos de dominicales y festivos (74%). Analizando la evolución de las ocupaciones más notorias en la generación de empleo, para un subconjunto de 48 ocupaciones cuyo empleo creció entre 2003 y 2004, si bien no se detectaron incrementos en la jornada semanal, si se encontraron incrementos en el salario real por mes (6,5%) y hora (6,3%), y en la afiliación a los regímenes de salud (subió 1,8%) y pensiones (aumentó en 3,8%). Este estudio presenta una interesante descomposición del efecto de la reforma sobre algunos perfiles específicos de ocupación.

En cuanto a la duración del empleo, el análisis de la estabilidad de los trabajadores se descompone por tamaño de empresa entre microempresas (diez o menos trabajadores) y empresas de más de diez trabajadores. En general, se detectó una mejora en la estabilidad del empleo, más notoria para el caso de las empresas con más de diez empleados. En cuanto al impacto del cambio en las regulaciones con respecto al contrato de aprendizaje, el documento reconoce el incremento notorio del número de aprendices patrocinados por empresas, en particular explicado por el incremento en la señalización de la evasión. Sin embargo, el efecto de la reforma en cuanto al contrato de aprendizaje no parece haber estimulado el número total de alumnos, los cuales de hecho se redujeron de 121.000 en 2000-2002 a 111.223 en junio de 2004.

III. DATOS Y RESULTADOS

El cambio en la legislación laboral ocurrido en 2002 planteó en primera instancia la reducción en la remuneración por hora de trabajo (en jornadas nocturnas y extras), lo cual podría implicar en el corto plazo una mayor dinámica laboral en dos sentidos: ya sea generando más empleo (efecto extensivo) o demandando más horas de trabajo de las personas ya ocupadas (efecto intensivo). En segunda instancia se puede resaltar que la reforma consideró una reducción de las indemnizaciones del contrato

de trabajo. Transcurridos ocho años de la aplicación de la reforma, se pueden identificar tres factores importantes que muestran los efectos de corto plazo de la ley 789 de 2002 atinentes al componente de flexibilización antes descrito.

El primer factor de interés es la situación socioeconómica y la calidad del empleo de los nuevos trabajadores para un período antes y después de la reforma, con el objetivo de evaluar la forma en que estos criterios pudieron haber variado. Es necesario reconocer que este análisis no le atribuye causalmente a la reforma estos cambios. Es importante mencionar que la calidad del empleo comprende tanto las características del contrato de trabajo como la estabilidad del empleo; analizamos el primer aspecto ya que no es fácil aproximarse a la estabilidad laboral, pues requiere una senda temporal de análisis mayor que incluya los efectos cíclicos pre y post-reforma, con los cuales no se cuenta para el período de tiempo aquí analizado.

El segundo aspecto, que sí es objeto explícito de la ley, hace referencia a las horas trabajadas. El análisis de las horas de trabajo se concentra en el comportamiento tanto de la jornada normal de trabajo como de las horas extras, antes y después de la reforma. Y el último factor importante en el corto plazo es el efecto que la dinámica de generación de empleo pueda tener en la duración del desempleo. Esta duración es importante pues indica el nivel de rotación en el mercado laboral y permite hacer inferencias sobre las diferentes tipologías del desempleo (friccional, cíclico y estructural). Para esta parte del análisis es necesario utilizar información de los desempleados y de los ocupados que tuvieron eventos de desempleo³, con el objetivo de realizar una lectura completa del indicador de duración.

Para el análisis de estos tres factores se hace especial énfasis en sectores que se consideran los de mayor sensibilidad a los efectos de la reforma, a saber, comercio, manufactura y otros servicios, y el sector construcción, teniendo en cuenta la Encuesta Continua de Hogares (ECH) para el período 2001-2006 y las trece principales ciudades, en las etapas correspondientes al segundo trimestre pues en ellas se aplicaron los módulos de estabilidad de empleo, informalidad y duración del desempleo. Este análisis es claramente microeconómico, ya que analiza el efecto en el individuo, lo cual es ventajoso para un análisis de los efectos de corto plazo de la reforma. Además, como muestra el Gráfico 1, a nivel agregado no se pueden iden-

³ Para hacer un análisis completo desde el punto de vista de los flujos desde y hacia el desempleo, es necesaria la información sobre los inactivos que tuvieron eventos de desempleo; sin embargo, los datos de referencia en este estudio no permiten obtener esta información.

tificar variaciones importantes en los indicadores del mercado laboral que pudieran atribuirse a la reforma.

Gráfico 1
Tasa de desempleo y tasa de crecimiento del PIB, 1997-2005



Fuente: ECH, Sistema de Cuentas Nacionales y cálculos de los autores.

En la primera aproximación al análisis empírico se consideran las características de los trabajadores contratados antes y después de la reforma, teniendo en cuenta el período 2000-2002 como prerreforma y el período 2003-2006 como post-reforma. El objetivo es comprobar si la remuneración, la duración del desempleo o la jornada de trabajo tienen variaciones significativas. Es importante indicar que existe información de los trabajadores contratados antes de la reforma, y de sus condiciones de trabajo para los períodos pre y post-reforma, lo cual permite verificar si las condiciones de trabajo de las personas contratadas antes de la reforma son diferentes de las de aquellas contratadas después y que se encuentren bajo los parámetros de la ley 789. Lo anterior facilita el análisis de dos efectos diferenciales de la reforma: el primero es el cambio en las condiciones laborales y el segundo consiste en verificar si el efecto de la reforma comprende a todos los ocupados o se concentra en los nuevos empleados. Para los efectos del análisis se clasifican los contratos entre asalariados y resto de los empleados (o no asalariados), ya que la reforma, en principio, debería afectar la composición porcentual que cada uno de estos sectores tiene sobre el empleo total.

Teniendo en cuenta las características socioeconómicas como género, edad (por grupos) y escolaridad (por niveles), se presenta en el Cuadro 2 el porcentaje de nuevos trabajadores para asalariados y no asalariados (resto de empleados). Se esperaría que la reforma no tuviese efectos diferenciales importantes para estas clasificaciones dado que no se afecta un grupo poblacional en particular, al menos no explícitamente. Sin embargo, se puede observar que para el caso de los asalariados hay una participación levemente mayor a 0,3 puntos porcentuales (pp) de los hombres en los nuevos empleos; mientras que para el caso del resto de los empleados este mismo grupo presenta un descenso de poco más de 3,5 pp.

En los grupos de edad se observa una mayor participación de los grupos entre 12-18, 19-24 y 25-30 años en los nuevos empleos post-reforma en ambas clasificaciones. Para el caso de los asalariados estos grupos pasaron de una participación de 60,41% a 61,16%, mientras que para el resto de los empleados el incremento fue de 43,66% a 45,78%. Sin embargo, no es posible afirmar que la reforma haya favorecido a los más jóvenes debido a que los cambios porcentuales son pequeños y ello podría deberse a las características de los nuevos puestos de trabajo. Finalmente, en la clasificación por nivel educativo, los datos presentados muestran después de la reforma una participación menor en 2,52 pp de los más educados en el grupo de los asalariados, en contraste con un aumento leve de 0,14 pp para el caso de los ocupados cuenta propia (o resto de ocupados).

Cuadro 2
Porcentajes de nuevos trabajadores para asalariados y resto de empleados,
por variables socioeconómicas

		Asalariados		Resto de empleados	
		Antes de ley 789	Después de ley 789	Antes de ley 789	Después de ley 789
Género	Hombre	56,87	57,15	43,59	40,07
	Mujer	43,13	42,85	56,41	59,93
Edad	12-18	6,94	7,13	10,22	9,69
	19-24	29,57	29,81	16,85	17,84
	25-30	23,90	24,22	16,59	18,25
	31-40	25,05	22,75	27,27	24,55
	41-50	10,41	11,22	17,94	17,36
	+50	4,13	4,86	11,13	12,30
Escolaridad	Ninguna	0,75	0,83	2,62	2,35
	Primaria	14,73	16,23	30,07	28,90
	Secundaria	51,88	52,82	49,16	50,45
	Superior	32,64	30,12	18,15	18,29

Fuente: ECH y cálculos de los autores.

Por otro lado, una clasificación regional y sectorial debe presentar variaciones de mayor importancia respecto al análisis anterior, teniendo en cuenta la característica de mercado laboral segmentado que se presenta en Colombia (Mesa et ál., 2008), lo cual implica diferentes reglas de negociación a nivel sectorial y regional. Para la desagregación sectorial, el Cuadro 3 presenta el porcentaje de nuevos empleados asalariados y no asalariados antes y después de la reforma; allí se puede observar que para el caso de los asalariados el sector construcción aumentó su dinámica de contratación de manera importante, seguido del sector transporte (incluyendo otros servicios), los cuales muestran variaciones de 2,17 y 1,18 pp, respectivamente. El sector comercio, del cual se esperaba que aumentaría su nivel de contratación, presenta una disminución de 0,55 pp y el sector financiero⁴ presenta el mayor descenso: 1,8 pp.

Para el resto de los empleados, el sector transporte presenta un incremento de 2,12 pp, seguido del sector de servicios sociales con un aumento de 1,69 pp; en contraste, el sector construcción presenta una leve caída de 0,14 pp. El sector comercio no muestra el resultado esperado pues presenta el mayor descenso, el cual alcanza 3,48 pp. Para esta clasificación el sector de manufacturas presenta una mayor dinámica de contratación, aunque no es de una magnitud significativa.

A nivel regional se puede observar un comportamiento significativamente diferente entre las trece principales ciudades. Los tres principales mercados laborales urbanos del país, Bogotá, Cali y Medellín, presentan comportamientos diferentes: Bogotá y Cali revelan una mayor dinámica de contratación con respecto a las demás ciudades, pues aumentaron su participación en 1,76 y 0,98 pp para el grupo de los asalariados y 1,39 y 1,69 pp para el resto de los empleados, respectivamente. En contraste, Medellín presenta en ambos casos un descenso en su participación. En cuanto al resto de las ciudades, Barranquilla y Cartagena presentan menores niveles de contratación relativos en el período post-reforma para los dos grupos, siendo Barranquilla la ciudad con la mayor magnitud en este indicador. El caso de Manizales es similar, pero con caídas considerablemente menores. Montería, Villavicencio y Cúcuta exhiben una respuesta favorable en cuanto a contratación, pero con cambios porcentuales relativamente bajos.

⁴ Núñez (2004) señaló el sector financiero como uno de los sectores que mostraría una mayor dinámica en la generación de empleo tras la reforma laboral.

Cuadro 3
Porcentajes de nuevos trabajadores para asalariados y resto de empleados,
por sector y región

		Asalariados		Resto de empleados	
		Antes de ley 789	Después de ley 789	Antes de ley 789	Después de ley 789
Sector	Agricultura	1,58	1,24	1,01	1,31
	Minería	0,33	0,38	0,08	0,10
	Servicios públicos	25,41	24,67	10,94	11,32
	Manufactura	0,76	0,52	0,09	0,16
	Construcción	5,10	7,27	3,39	3,25
	Comercio, restaurantes, hoteles	27,46	26,91	35,23	31,75
	Transporte	7,36	8,54	8,61	10,73
	Sector financiero	4,94	3,14	1,20	0,24
	Servicios sociales	27,07	27,33	39,45	41,14
	Ciudad	Medellín	15,96	15,27	14,89
Barranquilla		5,71	4,35	7,90	6,52
Bogotá		42,33	44,09	32,89	34,28
Cartagena		2,53	1,74	4,07	3,30
Manizales		1,89	1,68	2,00	1,82
Montería		0,91	1,06	2,15	2,34
Villavicencio		1,36	1,42	2,13	2,30
Pasto		1,43	1,49	2,23	2,14
Cúcuta		3,98	4,15	5,30	5,43
Pereira		3,57	3,57	3,44	3,41
Bucaramanga		5,29	4,99	5,96	5,87
Ibagué		1,86	2,03	2,76	2,69
Cali	13,18	14,16	14,28	15,91	

Fuente: ECH y cálculos de los autores.

En conclusión, a nivel sectorial se observa un efecto positivo sobre la generación relativa de empleo en sectores como transporte y construcción, con un resultado adverso para el sector comercio, además de un efecto importante en los mercados de gran tamaño como Bogotá y Cali. Esto en términos de diferentes dinámicas de generación de empleo a nivel regional y sectorial. Sin embargo, para completar el análisis es necesario revisar cuáles fueron los efectos de la reforma sobre las características del contrato de trabajo, para lo cual se considera la afiliación a la seguridad social,

el tipo de contrato, la característica formal o informal del nuevo puesto de trabajo⁵ y las horas trabajadas. Dicha información se presenta en el Cuadro 4.

Cuadro 4
Porcentajes de nuevos trabajadores para asalariados y resto de empleados,
por condiciones de contrato de trabajo

		Asalariados		Resto de empleados	
		Antes de ley 789	Después de ley 789	Antes de ley 789	Después de ley 789
Afiliación a salud	Sí	81,54	80,48	61,55	66,34
	No	18,46	19,52	38,45	33,66
Régimen de afiliación	Contributivo	90,94	84,57	68,48	63,23
	Subsidiado	9,06	15,43	31,52	36,77
Régimen de afiliación	Contributivo	90,94	84,57	68,48	63,23
	Subsidiado	9,06	15,43	31,52	36,77
Afiliación a pensión	Sí	54,09	48,50	8,69	9,33
	No	44,95	50,64	88,84	88,24
	Ya pensionado	0,95	0,87	2,47	2,43
Contrato escrito	Sí	63,06	55,40	14,71	10,79
	No	36,94	44,60	85,29	89,21
Término del contrato	Indefinido	58,98	54,65	70,99	69,09
	Fijo	41,02	45,35	29,01	30,91
Tipo de contratación	Directa	90,62	86,82	96,73	97,46
	Indirecta	9,38	13,18	3,27	2,54
Formal	Formal	62,31	57,49	12,73	13,00
	Informal	37,69	42,51	87,27	87,00
Horas promedio de trabajo		49,13	48,63	43,28	41,99
Horas adicionales	Sí	7,38	7,77	2,70	2,97
	No	92,62	92,23	97,30	97,03
	Promedio	8,37	7,71	7,97	7,96

Fuente: ECH y cálculos de los autores.

Desde el punto de vista de la seguridad social, los contratos de trabajo post-reforma revelan una disminución en la afiliación a salud de 1,06 pp para el caso de los asalariados, pero se presenta un aumento de 4,79 pp para los no asalariados. Con respecto a la afiliación a salud es importante anotar que se presenta un aumento importante de los afiliados al régimen subsidiado en ambos casos, con incrementos de 6,37 y 5,25 pp.

⁵ Para definir informalidad, se utiliza la instrumentalización que hace el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) a partir de la definición de PREALC, según la cual se consideran como trabajadores informales: los trabajadores particulares y obreros que laboren en establecimientos, negocios o empresas que ocupen hasta diez personas en todas sus agencias y sucursales, incluyendo patronos y/o socios; los trabajadores familiares sin remuneración; los empleados domésticos; los trabajadores independientes, excepto los independientes profesionales; los patronos o empleadores de diez trabajadores o menos.

lo cual implica una disminución de los asalariados afiliados al régimen contributivo y un aumento de la afiliación a salud en los demás tipos de ocupados, con cargo al régimen subsidiado. En cuanto al régimen de pensiones se puede observar, como en el caso anterior, un descenso de 5,59 pp en la afiliación para el caso de los asalariados post-reforma, con un efecto nulo sobre el mismo indicador para el resto de empleados.

En el tema de la formalización del contrato de trabajo, se presenta una disminución importante en el porcentaje de contratos escritos de trabajo. También se nota un efecto sobre la duración de éste, pues el porcentaje de los contratos a término indefinido decrece en 4,33 pp para asalariados y 1,9 pp para el resto de empleados. En contraste, el tipo de contratación directa disminuye para el primer grupo en 3,8 pp y exhibe un leve crecimiento de 0,73 pp para el resto.

Considerando la formalidad del puesto de trabajo, cuya base es el tamaño de las firmas (definición DANE-PREALC), es posible verificar que el nivel de este indicador se reduce de manera importante (4,8 pp) entre los asalariados y se mantiene para el resto de los empleados. El efecto negativo sobre los asalariados puede deberse a características particulares de los sectores económicos, aunque, de nuevo, este cambio no se puede atribuir directamente a la reforma. Finalmente, a partir del análisis de la jornada laboral, se puede afirmar que la jornada normal de trabajo no sufrió cambios importantes; sin embargo, se presentan pequeños aumentos en la proporción de trabajadores con horas adicionales, principalmente para el caso de los asalariados cuya proporción aumenta en 0,4 pp.

Lo anterior permite afirmar que la demanda de trabajo pudo aumentar por dos canales: por un lado, si bien parte de la economía dinamizó la generación de empleo, dicho empleo fue de menor calidad y, por otro lado, existe un aumento, aparentemente leve, de los trabajadores que laboran horas extras. Pero este resultado no puede atribuirse completamente a la reforma.

Parte fundamental de la reforma fue la disminución de la remuneración por hora extra y hora nocturna trabajada. El análisis anterior sugeriría que la jornada de trabajo no se vio afectada de manera importante; sin embargo, la naturaleza de la ley 789 concebía efectos importantes para sectores específicos de la economía, en particular bajo la idea de que sectores intensivos en el uso de horas extras de sus trabajadores incrementarían la demanda de trabajo ante la disminución en el costo de la hora extra. En este contexto, se agruparon los nueve sectores de la economía en cuatro sectores, a saber: comercio, restaurantes y hoteles (señalado como el sector en

el que se esperaba el más alto impacto de la reforma); un segundo sector conformado por industria manufacturera y otros servicios; el tercer sector es el de construcción; y el cuarto está conformado por los cinco sectores de la economía. Para este análisis se consideraron los nuevos empleados pre y post-reforma, y para el caso de aquellos nuevos empleados en el período previo de la reforma, se consideró información de las horas trabajadas antes de la reforma y las trabajadas después de enero de 2002.

En el Cuadro 5 se presenta el promedio de horas trabajadas en la jornada normal, la proporción de trabajadores que trabajan horas adicionales y el promedio de estas últimas para el total de los empleados, considerando la clasificación sectorial anteriormente descrita. Allí se observa que el promedio de horas de trabajo para los cuatro sectores no presenta diferencias importantes para los contratados antes y después de la reforma; pero, si se tienen en cuenta aquellos trabajadores que ya estaban contratados al momento de implementar la reforma, se obtiene que a partir de la aplicación de la reforma el sector comercio aumentó de 45,59 a 48,85 horas la jornada normal de trabajo y que la agrupación de los otros sectores aumentó dicha jornada en 3,3 horas en promedio.

Cuadro 5
Horas trabajadas por sectores

		Total			
		Total	Antes de ley 789 Trabaja antes	Trabaja después	Después de ley 789
Promedio de horas	Comercio	46,62	45,59	48,85	46,04
	Industrial y servicios	48,80	47,91	50,45	49,17
	Construcción	48,10	48,29	47,56	50,49
	Otros	45,81	43,29	46,73	44,57
Horas adicionales	Comercio	3,64	3,42	4,10	4,59
	Industrial y servicios	5,84	5,17	7,06	7,03
	Construcción	4,96	4,90	5,13	6,35
	Otros	5,70	4,95	5,97	5,89
Promedio de horas adicionales	Comercio	7,55	7,51	7,63	7,07
	Industrial y servicios	7,96	8,33	7,45	8,15
	Construcción	8,13	7,73	9,25	9,42
	Otros	8,53	8,57	8,52	7,66

Fuente: ECH y cálculos de los autores.

Sin embargo, el mayor efecto (efecto intensivo sobre el empleo) se presenta en las horas extras, como posible consecuencia de la disminución en su costo. La proporción de trabajadores que laboran horas adicionales aumentó de manera importante para los contratados después de la ley. Para el caso de los sectores construcción e industria se presentaron variaciones de 1,39 y 1,19 pp, respectivamente; y se observa un cambio de 0,95 pp para el sector comercio. Considerando los trabajadores ya empleados en el momento de la reforma, los cuatro sectores presentan variaciones positivas en este indicador con un efecto mayor en el sector industrial. En contraste con el aumento en la proporción de trabajadores que laboran jornadas extras –lo que implica una mayor demanda de trabajo, pero sin generación adicional de empleo–, las horas adicionales promedio presentaron aumentos importantes en el sector construcción con variaciones positivas de 1,29 horas promedio para los contratados en los períodos pre y post-reforma y 1,53 horas promedio para aquellos ya contratados en el momento de la aplicación de ésta.

Es posible afirmar que un efecto de la reforma fue el aumento de la proporción de trabajadores que labora horas extras, principalmente para el sector construcción, pero sin cambios significativos en la jornada normal de trabajo. Es necesario tener en cuenta que las características de la jornada de trabajo son en función de las condiciones del contrato de trabajo. En este contexto, se consideraron los indicadores antes referidos teniendo en cuenta si el empleado es asalariado o no. Dicha información está contenida en el Cuadro 6.

Para el caso de los asalariados se puede destacar que la jornada normal de trabajo en el sector comercio aumentó en cerca de 2,5 horas en promedio para el caso de los trabajadores ya contratados en el momento de la reforma, mientras que en el grupo de los contratados después el cambio más importante lo presenta el sector construcción. Ambos resultados podrían considerarse pequeños si se comparan con el grupo de los no asalariados cuya jornada normal de trabajo aumentó en promedio en 4,6 horas, con un efecto de 7,19 horas para el sector industrial y de 5,15 para el sector comercio, siendo éstas las variaciones más significativas. Los no asalariados presentan resultados similares para el sector industrial, aunque de menor magnitud; y en el sector comercio se obtuvieron aumentos pequeños en este indicador al comparar los contratos pre y post-reforma. Considerando el promedio de horas extras, el sector construcción muestra resultados diversos; para el caso de los asalariados este indicador aumentó en 3,07 y 1,59 para los grupos analizados, mientras que entre los no asalariados estos mismos grupos redujeron su promedio de horas extras en 5,81 y 9,18 horas.

Por tanto, desde el punto de vista del tipo de empleado se observa que el cambio más importante tuvo lugar en los asalariados que laboran horas extras. No obstante, el

Cuadro 6
Horas trabajadas por sectores y tipo de empleado

		Total		
		Asalariados	Trabaja antes	Trabaja después
Promedio de horas	Comercio	49,73	49,08	51,51
	Industrial y servicios	50,64	50,35	51,24
	Construcción	49,89	50,06	48,95
	Otros	48,39	45,72	49,22
Horas adicionales	Comercio	5,11	4,60	6,48
	Industrial y servicios	7,24	6,25	9,35
	Construcción	6,09	5,86	7,42
	Otros	8,15	7,45	8,37
Promedio de horas adicionales	Comercio	7,42	7,75	6,79
	Industrial y servicios	8,18	8,51	7,71
	Construcción	6,38	6,09	7,68
	Otros	8,69	8,97	8,61

Fuente: ECH y cálculos de los autores.

tipo de empresa puede desempeñar algún papel, pues se podría pensar que los empresarios de firmas pequeñas tienen incentivos para contratar más horas de trabajo en lugar de generar nuevos puestos de trabajo. Para dicho análisis se clasificó la información entre empleados formales e informales.

Para los trabajadores formales, se puede destacar que los individuos contratados luego de la reforma laboran comparativamente jornadas de trabajo más extensas en los tres sectores clave (esto es, comercio, restaurantes y hoteles; industria manufacturera y otros servicios y construcción), dado que la proporción de trabajadores que laboran horas extras aumentó en 2,72, 1,68 y 0,48 pp, respectivamente. En el sector informal, la proporción de trabajadores con horas adicionales aumentó en los tres sectores económicos mencionados, con incrementos significativos de alrededor de tres horas en el promedio de horas extras para el sector construcción.

Para completar el análisis se consideran las características del contrato con respecto a su duración. Los trabajadores con contrato escrito presentan variaciones positivas en la proporción de trabajadores con horas extras, mientras que para aquellos con contrato verbal, el efecto en este indicador puede ser nulo. Para esta desagregación el sector construcción muestra aumentos significativos en el promedio de horas

	Total Después de ley 789	Resto de empleados			Después de ley 789
		Total	Antes de ley 789		
			Trabaja antes	Trabaja después	
	49,20	43,62	41,78	46,93	41,94
	50,32	45,00	42,00	49,19	46,52
	51,58	44,77	43,21	46,71	46,73
	47,43	42,76	41,01	43,51	40,71
	6,38	2,22	2,13	2,38	2,26
	8,83	2,92	2,59	3,40	2,87
	6,84	2,86	2,17	3,71	4,66
	7,89	2,80	2,60	2,89	3,19
	7,26	7,84	6,94	9,30	6,36
	8,00	6,81	7,26	6,32	9,27
	9,45	15,06	20,38	11,20	9,25
	7,56	8,00	7,50	8,19	8,00

extras tanto para contrato escrito como verbal. Estos resultados se reproducen para contratos a término indefinido y término fijo.

Para profundizar en el rigor estadístico y conceptual de estas regularidades y verificar el efecto de la reforma sobre los indicadores de horas adicionales de trabajo, se estimó un modelo de selección binaria (más específicamente, un modelo tipo *probit*) con el fin de determinar si el aumento observado en la proporción de trabajadores que laboraron en horas extras es significativamente diferente antes y después de la reforma. Para este fin se definió como variable dependiente una variable dicotómica que toma el valor de 1 si el trabajador laboró horas extras y de 0 en otro caso; y como variables de control se utilizan tres grupos de variables. Un primer grupo de características socioeconómicas como género, edad y nivel de escolaridad. Un segundo grupo de variables que consideran el tipo de empleado (asalariado y no asalariado) y si su empleo es formal o informal (siguiendo la definición DANE-PREALC), además de dos variables dicotómicas: una “post-ley” (posterior a la reforma), que toma el valor de 1 para los trabajadores cuyo período de empleo comenzó después de la reforma y de 0 en otro caso; y una “pre-ley” (anterior a la reforma), que toma el valor de 1 para aquellos empleados cuyo período de empleo comenzó antes de la reforma, pero cuya información sobre horas de trabajo en el período post-reforma

también se encuentra disponible; en dicho caso el grupo de referencia son los trabajadores cuyo período de empleo comienza antes de la reforma y sobre quienes se tiene información de sus horas de trabajo antes de ésta. El tercer grupo de variables controla el efecto del ciclo a través del producto y el salario mínimo; las cuales se incluyeron separadamente pues la correlación entre éstas es cercana al 96%.

Además, en una segunda estimación, se tienen en cuenta interacciones de “pos-ley” y “pre-ley” con asalariado e informal. Los resultados de dicha estimación se presentan en el Cuadro 7. Para los seis modelos las variables socioeconómicas resultaron significativas e indican tres hechos importantes: en primer lugar los hombres presentan una probabilidad 0,55 pp mayor respecto a las mujeres de trabajar horas extras; en segundo lugar, se presenta un efecto no lineal de la edad respecto a la probabilidad de trabajar horas extras, pues la probabilidad es creciente pero con tasa marginal decreciente; y finalmente, la variable de nivel educativo muestra una mayor probabilidad para el caso de los trabajadores con educación superior.

Apoyando las observaciones anteriores, el modelo muestra una probabilidad mayor de trabajar horas extras para los asalariados y menor para los informales con respecto a sus grupos de referencia. Además, los trabajadores contratados en el período post-reforma presentan en todos los casos un efecto marginal positivo que varía entre 0,5 pp y 2 pp, mientras que para los contratados antes de la ley el efecto marginal se encuentra en el intervalo de 0,7 pp a 2 pp, lo que indica que luego de la reforma la probabilidad de trabajar horas extras aumentó, incluso cuando se controla por los efectos de ciclo económico y salario mínimo, los cuales presentan efectos marginales positivos sobre dicha probabilidad. Al considerar los modelos que incluyen interacciones entre las variables asalariado e informal y las variables de reforma, se tiene que estas variables no son significativas, lo que implica que la mayor propensión a trabajar horas extras no estuvo influenciada por la posición ocupacional. Por tanto, se puede afirmar que la ley 789 aumentó de manera importante la demanda de trabajo, pero lo hizo mediante un incremento de la proporción de trabajadores que laboran horas extras⁶.

6 Debido a que se encontraron efectos diferentes entre los sectores de interés definidos, se estimaron estos mismos modelos para los cuatro sectores y se obtuvieron los mismos resultados para todos los casos: los asalariados e informales, tras la reforma laboral, laboran horas extras en mayor proporción, especialmente en los sectores comercio y construcción. Las estimaciones, no incluidas en este documento, están disponibles para quienes las soliciten.

Cuadro 7
Resultado de modelos *probit* para la probabilidad de trabajar horas adicionales

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Género	0,0055 [0,0140]	0,0054 [0,0150]	0,0055 [0,0140]	0,0055 [0,0140]	0,0054 [0,0160]	0,0055 [0,0140]
Edad	0,0031 [0,0000]	0,0030 [0,0000]	0,0030 [0,0000]	0,0031 [0,0000]	0,0030 [0,0000]	0,0030 [0,0000]
Edad ²	-0,00004 [0,0000]	-0,00004 [0,0000]	-0,00004 [0,0000]	-0,00004 [0,0000]	-0,00004 [0,0000]	-0,00004 [0,0000]
Primaria	-0,0074 [0,4720]	-0,0079 [0,4400]	-0,0077 [0,4490]	-0,0074 [0,4700]	-0,0079 [0,4380]	-0,0078 [0,4480]
Secundaria	0,0119 [0,2740]	0,0107 [0,3240]	0,0113 [0,2950]	0,0119 [0,2730]	0,0107 [0,3230]	0,0114 [0,2940]
Superior	0,0345 [0,0140]	0,0326 [0,0190]	0,0337 [0,0160]	0,0346 [0,0140]	0,0327 [0,0190]	0,0338 [0,0160]
Asalariado	0,0267 [0,0000]	0,0269 [0,0000]	0,0267 [0,0000]	0,0267 [0,0000]	0,0264 [0,0000]	0,0266 [0,0000]
Asalariado posley				-0,0013 [0,8530]	-0,0009 [0,8950]	-0,0012 [0,8670]
Asalariado preley				0,0025 [0,7570]	0,0036 [0,6570]	0,0029 [0,7180]
Informal	-0,0271 [0,0000]	-0,0266 [0,0000]	-0,0269 [0,0000]	-0,0205 [0,0020]	-0,0207 [0,0020]	-0,0206 [0,0020]
Informal posley				-0,0088 [0,1780]	-0,0082 [0,2100]	-0,0085 [0,1920]
Informal preley				-0,0023 [0,7570]	-0,0014 [0,8510]	-0,0019 [0,7930]
Posley	0,0214 [0,0000]	0,0049 [0,2660]	0,0123 [0,0060]	0,0264 [0,0000]	0,0093 [0,2490]	0,0170 [0,0350]
Preley	0,0205 [0,0000]	0,0077 [0,0730]	0,0135 [0,0020]	0,0200 [0,0300]	0,0060 [0,5000]	0,0125 [0,1760]
Crec. PIB		0,0042 [0,0000]			0,0042 [0,0000]	
Log(salario/mínimo real)			0,1591 [0,0020]			0,1593 [0,0030]
Prueba Wald	722,95	746,42	733,42	759,44	783,00	769,37
Prob (prueba Wald)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Fuente: cálculos de los autores.

Un resultado esperado del incremento en la demanda de trabajo está relacionado con la reducción en la duración del desempleo, la cual muestra resultados diferentes dependiendo del sector económico y el canal de búsqueda de empleo. Para esta parte del análisis se consideran los desempleados cuyo período de desempleo sucedió en su totalidad antes de la reforma y aquellos cuyo período se da después de ésta. Se debe recordar que para el grupo de los desempleados la variable duración del desempleo presenta censura (no refleja la duración efectiva), dado que

cuando se les aplica la pregunta responden cuánto tiempo *lleven* desempleados, pero no pueden responder cuánto tiempo efectivamente *van a durar* desempleados, puesto que no han cambiado aún de estado. Los ocupados, por su parte, sí pueden informar efectivamente cuánto tiempo duraron desempleados. Dada la disponibilidad de información hasta junio de 2006, se consideran los desocupados con duraciones no mayores a 182 semanas (94,43% del total) y los actuales ocupados con duraciones de desempleo no mayores a 42 meses (lo cual equivale a 182 semanas y representa el 91,13% del total de ocupados). Considerando, además, que la pregunta sobre duración del desempleo es aplicada a los ocupados teniendo meses como unidad de medida, mientras que para los desempleados la medida es semanas, la información se estandarizó a meses por dos razones: en primer lugar, si la información de los actuales ocupados se estandarizara a semanas, dicha variable tendría un comportamiento discreto más fuerte; y, en segundo lugar, Guataquí et ál. (2008) muestran que los patrones de respuesta de los desempleados tienden a replicar subjetivamente la medición en meses.

Teniendo en cuenta lo anterior, se consideraron diferentes grupos de poblaciones para verificar el comportamiento de la duración del desempleo antes y después de la reforma (véanse Cuadros 8 y 9). En primer lugar se puede observar que el promedio del tiempo de desempleo antes de la reforma era de 7,11 y 8,30 meses respectivamente para los ocupados y desocupados, mientras que luego de la reforma estos promedios se redujeron en 1,41 y 0,94 meses en promedio. Consideramos si dichas duraciones están influidas por características socioeconómicas como género, edad, parentesco con el jefe de hogar y nivel de escolaridad; para estas desagregaciones, la información se presenta en el Cuadro 8. Allí se observa que para todos los casos hay una reducción en el tiempo promedio del desempleo (en meses); con respecto al género, en los hombres se presenta una reducción promedio de 1,39 si se consideran los datos para los actuales ocupados y de 0,96 para el caso de los desocupados, mientras que el efecto de reducción de duración del desempleo es mayor para las mujeres.

Para la desagregación por parentesco con el jefe de hogar, que permite diferenciar los costos de oportunidad del desempleo, se observan variaciones importantes para el caso de los jefes de hogar cuyos episodios de desempleo son menores en duración en más de dos meses (en promedio) respecto a las de los demás miembros del hogar después de la reforma, y los hijos con reducciones de 1,80 y 1,94 para ocupados y desocupados, respectivamente; mientras que los grupos de cónyuge y otros miembros del hogar reportan reducciones de 2,54 y 2,20. En el caso del nivel educativo, las reducciones promedio son de 1,36 para el caso de los ocupados y 1,18 para el caso de los desocupados.

Cuadro 8
Duración del desempleo (en meses) para ocupados y desempleados
por características socioeconómicas

		Duración del desempleo			
		Ocupados		Desocupados	
		Antes de ley	Después de ley	Antes de ley	Después de ley
Total		7,11	5,70	8,30	7,36
Género	Hombres	6,88	5,25	8,25	7,08
	Mujeres	7,41	6,25	8,34	7,58
Grupos de edad	12-18	6,90	5,84	8,47	7,62
	19-24	6,68	5,49	7,97	7,03
	25-30	6,75	5,38	7,97	7,12
	31-40	7,07	5,54	8,75	7,55
	41-50	8,01	6,36	8,24	7,61
	+50	8,38	6,76	9,04	8,16
Parentesco	Jefe	7,34	5,31	9,72	6,99
	Cónyuge	8,27	6,64	9,96	7,42
	Hijo	7,69	5,88	9,58	7,64
	Otro	7,04	5,61	9,24	7,04
Niveles de escolaridad	Ninguna	7,15	5,95	7,83	5,78
	Primaria	6,95	5,49	7,70	6,70
	Secundaria	7,03	5,63	8,42	7,40
	Superior	7,45	6,05	8,51	7,85

Fuente: ECH y cálculos de los autores.

En este aspecto se puede entonces decir que en el período post-reforma se produjo una reducción de la duración del desempleo. Los grupos con mayores niveles de duración son: las mujeres, los individuos en los mayores niveles de edad y los cónyuges. Ahora, considerando desagregaciones por estrato (como una *proxy* de ingreso) y ciudad para medir los efectos regionales que la reforma pudo tener sobre la duración del desempleo, no se encuentran diferencias significativas en la reducción de este indicador. Para el primer caso se obtiene una disminución promedio de 1,41 y 0,52 para los ocupados y desocupados, respectivamente; y para el segundo grupo se tiene que dichas disminuciones son de 1,23 y 0,52, respectivamente; estas estadísticas se detallan en el Cuadro 9. Vale la pena resaltar que los mayores niveles de duración del desempleo se encuentran en los estratos medios y en las grandes ciudades (Bogotá, Medellín y Cali).

Cuadro 9
Duración del desempleo para ocupados y desempleados por estrato y región

		Duración del desempleo			
		Ocupados		Desocupados	
		Antes de ley	Después de ley	Antes de ley	Después de ley
Estrato	1	6,79	5,03	7,52	6,70
	2	6,97	5,59	8,00	7,10
	3	7,09	5,76	8,58	7,61
	4	7,68	5,93	8,59	7,50
	5	7,01	6,45	8,59	7,48
	6	7,44	5,74	6,01	7,72
Ciudad	Medellín	7,40	5,58	8,79	7,33
	Barranquilla	5,71	4,85	7,44	7,73
	Bogotá	7,73	6,25	8,83	7,46
	Cartagena	5,59	5,39	8,80	8,43
	Manizales	6,61	4,49	7,97	7,41
	Montería	5,96	4,91	5,49	5,95
	Villavicencio	6,41	5,25	7,60	6,99
	Pasto	6,09	5,01	8,26	7,63
	Cúcuta	6,01	5,36	6,30	5,90
	Pereira	6,22	5,09	7,39	6,93
	Bucaramanga	6,42	5,26	7,36	6,46
Ibagué	7,06	5,58	8,13	8,18	
Cali	7,23	5,45	8,35	7,54	

Fuente: ECH y cálculos de los autores.

Cabe anotar que la información reportada por los ocupados presenta una ventaja importante, pues para éstos es posible hacer un análisis *ex post* que permite verificar el comportamiento de la duración por sector y la eficiencia de los canales de búsqueda. Aquí se espera, entonces, que los sectores definidos como clave disminuyan este indicador, pero para los canales de intermediación no es posible afirmar cuál sería el efecto particular. En el Cuadro 10 se puede ver que el tiempo de búsqueda en el sector construcción presenta la mayor reducción (1,06 meses de búsqueda menos después de la reforma); además, los desempleados que buscan empleo en este sector parecen tener las menores duraciones promedio de desempleo, con un promedio de 5,93 meses. Los sectores comercio y manufactura presentan pequeñas reducciones de 0,5 y 0,2 meses en promedio, respectivamente; mientras que los sectores agricultura y minería presentan reducciones mayores de 1,51 y 1,66, respectivamente.

Cuadro 10
Duración del desempleo para ocupados y desempleados por sector y canal de búsqueda

	Duración del desempleo		
	Antes de ley	Después de ley	
Actividad económica	Agricultura	6,65	5,14
	Minería	7,83	6,17
	Manufactura	6,34	6,14
	Servicios públicos	6,52	6,82
	Construcción	5,93	4,87
	Comercio, restaurantes, hoteles	6,84	6,79
	Transporte	6,44	5,90
	Sector financiero	6,22	5,98
	Servicios sociales	6,70	6,64
	Canal de búsqueda	Ayuda de familiares	6,86
Visitando empresas		6,65	4,81
Visitando bolsas de empleo		6,49	5,39
Avisos clasificados		7,92	3,84
Convocatorias		7,59	5,53
Otro medio		6,30	5,15

Fuente: ECH y cálculos de los autores.

En cuanto a los canales de intermediación en la búsqueda de empleo, se obtiene un resultado interesante dado que los mecanismos formales como avisos clasificados y convocatorias presentan las mayores disminuciones en la duración del desempleo: 4,09 y 2,06, respectivamente, lo cual sugiere un incremento relativo en la eficiencia de estos mecanismos de búsqueda de empleo. Es importante resaltar que los canales formales de intermediación presentan reducciones mayores en promedio en comparación con la ayuda de familiares (canal informal); sin embargo, este último sigue siendo el de uso más recurrente, dado que más del 60% de los desempleados lo utiliza.

Teniendo en cuenta la descripción anterior, se construyeron la función de sobrevivencia y la función *hazard* (probabilidad de cambio instantáneo de estado), con el objetivo de capturar los efectos que la ley 789 pudo haber tenido en la duración del desempleo; para ello se utilizó la información que sobre sus episodios pasados de desempleo ofrecen los ocupados, dado que ella no presenta problemas de censura y es comparable con las duraciones reportadas por los desempleados (Guataquí et al., 2008). La función de sobrevivencia permite verificar el comportamiento del flujo desempleo-empleo en un período dado, mientras que la función *hazard* (función

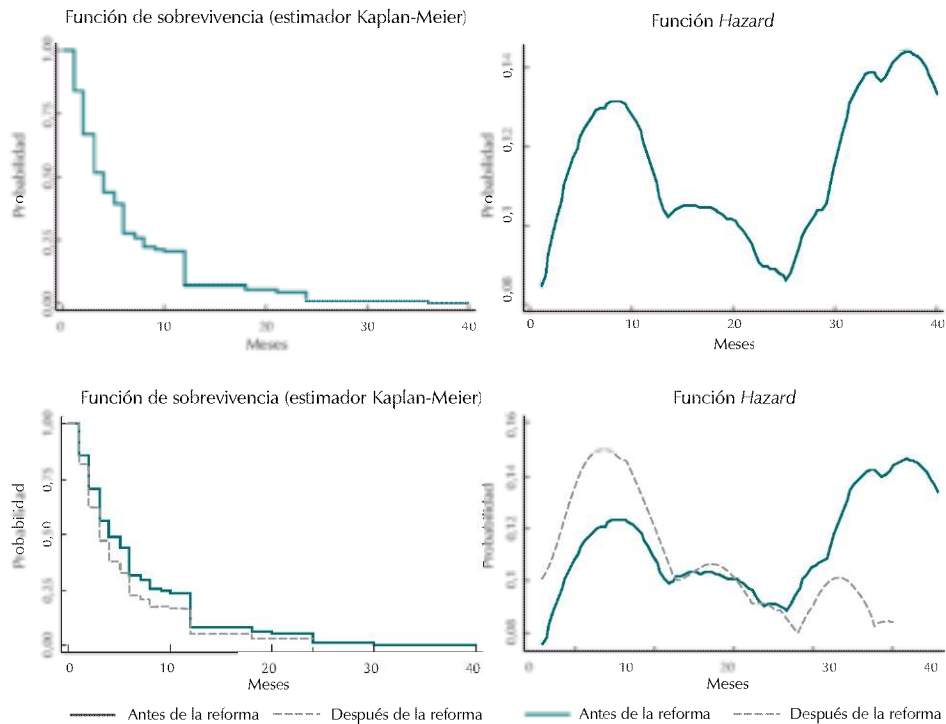
de riesgo del evento) representa la probabilidad instantánea de salir del desempleo, condicionada a que en el período actual el individuo se encuentre desempleado.

El Gráfico 2 presenta la estimación de estas funciones para el total de la muestra y luego para los períodos pre y post-reforma. Allí se observa que en el período post-reforma existe una mayor dinámica hacia el empleo respecto al período anterior, dado que el *pool* de desempleados que obtiene un empleo es período a período mayor respecto al período prerreforma. Esto está indicado por un nivel de sobrevivencia en el desempleo es menor en el período post-reforma. Analizando la función *hazard* es posible afirmar que el efecto post-reforma es asimétrico, pues los desempleados de corto plazo, es decir, aquellos con períodos de desempleo menores a un año, aumentan la probabilidad de salir del desempleo, mientras que para el resto de los desempleados esto no es claro e incluso parece existir un resultado adverso en este sentido. Los desempleados de largo plazo pueden formar parte del componente estructural de la tasa de desempleo; entonces, la duración del desempleo pudo tener efectos diferenciales sobre el desempleo friccional, quizás reflejado en el incremento de la eficiencia de los mecanismos formales de intermediación, en desmedro del efecto potencial que pudiese haber existido sobre el desempleo estructural. Es importante anotar, en primer lugar, que desde el punto de vista técnico es clave considerar que la función *hazard* es no monótona y, en segundo lugar, que los efectos no lineales de la reforma sobre la duración del desempleo pueden explicarse por las características propias de los desempleados de corto y largo plazo (Guataquí et ál., 2008).

Para verificar el efecto diferencial de la reforma sobre diferentes grupos poblacionales, se construyeron la función de sobrevivencia y la función *hazard* por nivel educativo y edad (características clave para los desempleados de corto y largo plazo), sector económico y canal de intermediación⁷. La reforma parece haber tenido un efecto creciente diferencial en el flujo desempleo-empleo, de acuerdo con el nivel educativo. Esto dado que se observa que a mayor nivel de escolaridad es mayor la disminución de la duración del desempleo. Por otra parte, al considerar tres grupos de edad (12-24, 25-40 y más de 40 años) se observa que la posibilidad de conseguir empleo es mayor para los desempleados entre 25 y 40 años, pues aumenta incluso para duraciones mayores a veinte meses, mientras que los grupos de edades más bajas y más altas, respectivamente, presentan efectos relativamente menores, pues en estos casos la probabilidad de obtener empleo no aumenta para individuos con

7 Gráficos disponibles a solicitud.

Gráfico 2
 Función de supervivencia y función *hazard* para duración del desempleo, total y antes y después de la ley 789



Fuente: ECH y cálculos de los autores.

período de desempleos mayores a doce meses. Esto demuestra que la reforma pudo acarrear efectos no lineales sobre la duración del desempleo y que ello es función de las características de los agentes y la magnitud de dicha duración.

Por otra parte, a nivel sectorial también se verifican efectos diferenciales, pues en los sectores comercial e industrial se obtiene un aumento en la probabilidad instantánea de obtener empleo para los desempleados de corto plazo; y en el sector construcción este efecto es incluso mayor. Considerando los canales de intermediación, divididos entre formales e informales, se obtiene que el mayor efecto de la reforma se concentra en los individuos que utilizan el canal informal, pues su probabilidad de obtener empleo aumentó para todos los niveles de duración del desempleo.

Con el objetivo de verificar la significancia del efecto de la reforma sobre la duración del desempleo se estimó un modelo *hazard* proporcional tipo Cox (1972), en el

que se considera que la función de riesgo sigue una forma multiplicativa entre una función base (común a todos los individuos y conocida como *baseline hazard*) y otra que depende de las características de los desempleados. Se privilegió el uso de esta estimación por encima de las estimaciones paramétricas tradicionales, dado que la función *hazard* no tiene un comportamiento monótono y la *baseline hazard*, al ser común a todos los individuos, recoge los efectos macroeconómicos del mercado laboral. El Cuadro 11 presenta los resultados de dicha estimación.

El primer modelo estimado controla por características socioeconómicas, el sector de la economía en el que se obtuvo empleo, el mecanismo de intermediación utilizado y el efecto del desempeño macroeconómico sobre el mercado laboral, el cual se midió a partir de la tasa de crecimiento del PIB y el salario mínimo; además, se incluye una variable que representa el período post-reforma. Se puede observar que los hombres tienen una mayor probabilidad de salir del desempleo que las mujeres; así mismo, la edad tiene un efecto positivo y creciente sobre esta probabilidad y para el nivel de educación se observa que dicho efecto es decreciente. Es importante enfatizar que no se hacen consideraciones sobre la calidad del empleo obtenido y este aspecto también debe tenerse en cuenta en el análisis de la duración del desempleo. De acuerdo con la posición en el hogar, los jefes no pueden permitirse duraciones prolongadas y aceptan empleos de menor calidad, mientras que los miembros secundarios se pueden permitir duraciones más prolongadas en la búsqueda de mejores empleos.

Las variables de posición en el hogar indican que los jefes de hogar tienen mayor probabilidad de salir del desempleo, mientras que el grupo de cónyuges tiene la menor probabilidad, que es 10,5 pp menor que para los otros miembros del hogar. A nivel de ciudad se encuentra que los individuos que residen en Bogotá tienen una probabilidad menor de salir del desempleo en comparación con los desempleados de las demás ciudades; Barranquilla, Manizales, Cartagena, Montería y Pasto son las ciudades que presentan las mayores probabilidades de obtener empleo respecto a Bogotá; y en contraste, Medellín y Cali, aunque son mercados laborales de gran tamaño, presentan diferencias importantes respecto a Bogotá de 5,4 y 11 pp, respectivamente.

Al analizar los canales de búsqueda de empleo, se encuentra que los individuos que utilizan el canal informal tienen una probabilidad mayor en 7,8 pp respecto a los demás canales de intermediación: esto lleva a la inmediata conclusión de que las redes sociales resultan más efectivas que la intermediación formal. La variable de post-reforma muestra que después de la ley 789 la probabilidad de salir del desempleo aumentó en casi 27 pp.

Cuadro 11
Resultado de modelos de proporcional *hazard* para duración del desempleo

Variables	Modelo (1)		Modelo (2)	
	Efecto marginal	p-valor	Efecto marginal	p-valor
Género	0,120	0,010	0,120	0,011
Edad	0,005	0,002	0,005	0,002
Edad ²	-0,00013	0,000	-0,00013	0,000
Primaria	-0,036	0,033	-0,033	0,033
Secundaria	-0,115	0,033	-0,109	0,033
Superior	-0,135	0,034	-0,131	0,034
Jefe	0,044	0,015	0,043	0,015
Cónyuge	-0,105	0,018	-0,103	0,018
Hijo	-0,082	0,015	-0,082	0,015
Medellín	0,054	0,020	0,053	0,020
Barranquilla	0,246	0,025	0,241	0,025
Cartagena	0,233	0,030	0,234	0,030
Manizales	0,243	0,023	0,239	0,023
Montería	0,234	0,023	0,230	0,023
Villavicencio	0,175	0,023	0,171	0,023
Pasto	0,224	0,023	0,224	0,023
Cúcuta	0,152	0,022	0,150	0,022
Pereira	0,188	0,021	0,188	0,021
Bucaramanga	0,150	0,022	0,151	0,022
Ibagué	0,123	0,023	0,120	0,023
Cali	0,112	0,021	0,110	0,021
Sector comercio	-0,111	0,012	0,006	0,018
Sector industrial y servicios	-0,046	0,013	0,067	0,019
Sector construcción	0,095	0,022	0,081	0,036
Sector comercio x posley			-0,211	0,025
Sector industrial y servicios x posley			-0,192	-0,196
Sector construcción x posley			0,006	0,045
Canal informal	0,078	0,010	0,045	0,014
Canal informal x posley			0,056	0,019
Posley	0,268	0,012	0,316	0,017
Prueba LR	1.481,61		1.600,52	
Prob (prueba LR)	0,00		0,00	

Fuente: cálculos de los autores.

Se debe anotar que en esta estimación se controló por el efecto del crecimiento económico y otros factores comunes a todos los agentes, los cuales son representados en la *baseline hazard* o función de riesgo común al incluir explícitamente el crecimiento

económico esta resultó no significativa. Para especificar el efecto particular a nivel sectorial y de los mecanismos de intermediación, se estimó un segundo modelo que presenta resultados similares a los ya señalados; además, se tiene que tras la reforma el canal de intermediación informal aumenta su eficacia relativa en la obtención de un puesto de trabajo en 5,6 pp.

A modo de resumen, puede decirse que la reforma disminuyó de manera significativa la duración del desempleo o, dicho de otra forma, aumentó la probabilidad de salir del desempleo en más de 30 pp, y que además dicho efecto tiene un patrón diferencial dependiendo de los canales de intermediación utilizados por los desempleados y los sectores de la economía en donde buscan empleo, de manera especial en el sector construcción. Sin embargo, este efecto fue no lineal: el efecto fue positivo respecto a los individuos con períodos de desempleo mayores a doce meses.

IV. COMENTARIOS FINALES

En este documento hemos analizado el efecto de la reforma laboral (ley 789 de 2002) en ciertos aspectos específicos: las horas de trabajo y la duración del desempleo. Utilizando una aproximación instrumental aplicada a información de la Encuesta Continua de Hogares, se contrastaron los indicadores laborales de individuos que ya se encontraban ocupados antes de la reforma con los de individuos que obtuvieron su empleo posteriormente y se analizaron los patrones diferenciales que la reforma pudo haber afectado.

Se encontró que la reforma tuvo un efecto *intensivo*: la jornada promedio de trabajo se extendió (con algunos incrementos diferenciales por sector económico) y el uso (número de individuos que laboran horas extras) y monto (número efectivo de horas extras trabajadas) de las horas extras también se incrementaron. Por otra parte, la duración del desempleo se redujo. En particular, el porcentaje de trabajadores que laboran horas extras aumentó de manera significativa, especialmente en los sectores construcción e industria, y para el grupo de los asalariados. Este indicador aumentó tanto para aquellos individuos contratados después de la reforma como para aquellos contratados antes de ésta y que laboran en el período post-reforma.

Para el caso de la duración del desempleo se presentan efectos no lineales que son función de las características socioeconómicas y de la duración misma. Para los desempleados de corto plazo (duración menor a un año) la reforma favoreció la

salida de la situación de desempleo de manera significativa, pero para los de largo plazo este efecto no es claro, pues depende de variables como la edad y la educación. Adicionalmente, se encontró que la probabilidad de salir de la situación de desempleo es mayor para aquellos individuos que usan la ayuda de familiares como canal informal de búsqueda de empleo. En general, la probabilidad de salir de la situación de desempleo aumentó en 30 pp después de la reforma.

REFERENCIAS

1. Amarante, V.; Arim, R. *Los efectos de la reforma laboral de 2002 en el mercado laboral colombiano*, versión preliminar, Bogotá, 2005.
2. Atanasio, O.; Goldberg, P.; Pavcnik, N. "Trade Reform and Wage Inequality in Colombia", *Journal of Development Economics*, num. 74, August, 2004.
3. Centro de Investigaciones para el Desarrollo – CID. *Evaluación de la Reforma Laboral (Ley 789 de 2002). Informe Final*. Bogotá, Universidad Nacional de Colombia, 2007.
4. Comisión de Seguimiento a las Políticas de Generación de Empleo de la Ley 789 de 2002. *Evaluación integral de la política general de empleo y los principales componentes de la reforma laboral, periodo 2003-2004*, Bogotá, Ministerio de la Protección Social, 2005.
5. Cox, D. "Regression Models and Life Tables", *Journal of the Royal Statistical Society Series*, num. 34, pp. 187–220, 1972.
6. Díaz, C. *Ley 789: Dumping social para la competitividad*, presentación en el seminario "La reforma laboral en Colombia", Medellín, 1 de abril, 2005.
7. Echeverry, J.; Santamaría, M. "The Political Economy of Labor Reform in Colombia", *Documento CEDE*, núm. 22, 2004.
8. Escobar, J.; Medina, C. *Cambios en la jornada laboral y empleo en Colombia*, presentación en el seminario "La reforma laboral en Colombia", Medellín, 1 de abril, 2005.
9. Farné, S.; Nupia, O.; García, N. "Costos laborales, productividad, competitividad y empleo", N. García (ed.), *Empleo, un desafío para Colombia*, Lima, OIT, pp. 153-190, 1999.
10. Gaviria, A. "La ley 789 de 2002: ¿Funcionó o no?", *Documento CEDE*, núm. 45, 2004.
11. Guataquí, J.; Forero, N.; García, A. "¿A quiénes afecta el desempleo? Análisis de la tasa de incidencia en Colombia", *Documentos de Trabajo*, núm. 42, Facultad de Economía, Universidad del Rosario, 2008.
12. Guataquí, J.; García, A.; Rodríguez, M. "Estimaciones de los determinantes de los ingresos laborales en Colombia con consideraciones diferenciales para asalariados y cuenta propia", *Documentos de Trabajo*, núm. 70, Facultad de Economía, Universidad del Rosario, 2009.
13. Hammermesh, J.; Trejo, J. "The Demand for Hours of Labor: Direct Evidence from California", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 82, num. 1, 2000.
14. Heckman, J.; Pagés, C. "The Cost of Job Security Regulation: Evidence from Latin American Markets", *IADB Working Paper*, num. 430, 2000.
15. Heckman, J.; Pagés, C. "Introduction", J. Heckman and C. Pagés (eds.), *Law and employment: Lessons from Latin America and the Caribbean*, Chicago, NBER, 2004.
16. Kugler, A. "The Impact of Firing Costs on Turnover and Unemployment: Evidence from the Colombian Labor Market Reform", *International Tax and Public Finance Journal*, num. 6, pp. 389-410, 1999.
17. Kugler, A. "The Incidence of Job Security Regulations on Labor Market Flexibility and Compliance in Colombia: Evidence from the 1990 Reform", *IADB Research Working Paper*, num. R-393, 2000.
18. López, H. *Ensayos sobre economía laboral colombiana*. Bogotá, Fonade – Carlos Valencia Editores, 1996.
19. López, H.; Rhenals, R. *Impacto de la reforma laboral sobre la generación y calidad del empleo*, Medellín, Corporación CIDE, 2004.
20. Mesa, D.; García, A.; Roa, M. "Estructura salarial y segmentación en el mercado laboral de Colombia: un análisis de las siete principales ciudades, 2001-2005", *Documentos de Trabajo*, núm. 52, Facultad de Economía, Universidad del Rosario, 2008.

21. Ministerio de la Protección Social (2004). *Reforma laboral: orígenes, estructura y resultados*, presentación en el seminario “La reforma laboral en Colombia”, Medellín, 1 de abril, 2005.
22. Núñez, J. “Éxitos y fracasos de la reforma laboral en Colombia”, *Documento CEDE*, núm. 43, 2004.
23. Tockman, V.; Martínez, D. “Costo laboral y competitividad en el sector manufacturero de América Latina, 1990-1998”, *Revista de la Cepal*, núm. 69, diciembre, pp. 53-70, 1999.